

Title	中国国有企業の存在がもたらす非国有部門への影響 パネルデータを用いた時系列分析
Author(s)	矢野, 剛
Citation	経済論叢別冊 調査と研究 (2000), 20: 17-31
Issue Date	2000-10
URL	http://dx.doi.org/10.14989/44501
Right	
Type	Departmental Bulletin Paper
Textversion	publisher

〈中国経済の数量分析Ⅱ〉

中国国有企業の存在がもたらす非国有部門への影響

——パネルデータを用いた時系列分析——

矢 野 剛

I はじめに

本稿の目的は、中国経済において、非効率性をもつ国有企業の存在が郷鎮企業、民間企業を含む市場全体にどのような影響をあたえているかを実証的に明らかにすることである。そうすることにより、国有企業改革の成功が国有部門の外部にもたらす便益の大きさを評価することもできる。それは、中国の市場が企業の参入・退出をどれくらい自由に許すかという、中国市場のモビリティの大きさを明らかにすることと深い関係を持つ。

国有企業の非効率性そのものが現在、大きな問題であることは確かだが¹⁾，そのような非効率性を持つ国有企業が同時に市場に存在することが、郷鎮企業、民間企業などの国有企業以外の企業に与える影響もまた考察されるべき重要な課題である。

経済改革の始まった1978年には工業総生産高の78%を国有企業が生産していた。しかし1990年にはそのシェアは55%になり、1997年²⁾までに国有企業の工業総生産高に占めるシェアは26%にまで下落した。当然その残りの非国有部門のシェアは順調に成長してきたわけである。そして1978年の経済改革開始以降の中国経済の

高度成長は、これらの非国有部門の急成長によって達成されたということは定式化された事実の一つである。しかし非国有部門の成長スピードがこれで最大限の速さであったとは断言できない。特に中国の経済改革においては、非国有部門が国有企業の民営化や廃止を伴うことなしに成長してきた。この点で中国の経済改革は中東欧やロシアの経済改革のスタイルとは異なっている。すなわち、中国では非国有部門が生産要素市場や生産物市場において国有企業と共存し、競争してきたのである。このような環境で国有企業の非効率性は非国有部門の発展に影響を与えたに違いないと我々は考える。例えば、生産物市場においてはその現実の生産物価格は、仮に国有企業の非効率性問題が何らかの手段により解決された場合の生産物価格よりも高かったであろう。生産要素市場においては、仮に国有企業に効率性問題が全く無かったならば、もっと多くの生産要素が非国有部門に配分されていたであろう。なぜなら、非効率な国有企業はある量の生産物を生産するために、より多くの生産要素を必要としてきたであろうからである。この後者のケースが本稿では考察される。

中国国有企業の効率性に関する従来の実証研究は国有企業の効率性問題そのものにだけ焦点を当てており（例えば Jefferson, Rawski and Zheng [1992], Groves, Hong, Mcmillan and Naughton [1994], Jefferson and Xu [1994], Parker [1995], 大塚・劉・村上 [1995], Liu and Liu [1996], Li [1997], Yao [1997], Zheng, Liu and Bigsten [1998]），そのような問題を抱える国有企業が同時に存在すること

1) 例えば大塚・劉・村上 [1995] や Zheng, Liu and Bigsten [1998] は、国有企業が非国有企業に比べて、技術的あるいは配分的な非効率性を抱えていることを実証的に明らかにしている。

2) 1997年に国有企業の株式公開が党大会において決定され、これによって国有企業自体の民営化や廃止が始まる可能性があるため、1997年まで時期を本稿の分析対象時期とする。

による非国有部門への影響を実証的に考察した研究は殆どない。しかし、国有企業改革問題へのこれらの先行研究の政策的含意を深めるためには、国有企業の非効率性がもたらす非国有部門への影響が実証的に考察されなければならない、と我々は考える。

必ずしも中国経済に焦点を絞らない理論モデルの研究においては、公営企業を論じる数多くの理論的研究が、民間企業とは行動原理の異なる公営企業が市場に存在することによる民間企業への影響やその政策的含意を論じている（例えば Cremer, Marchand and Thisse [1989], Fraja and Delbono [1989], Fraja [1991], Delbono and Rossini [1992], Cremer and Cremer [1992], Berkowitz [1993], Gibson and Dutt [1993], Husain [1994]）。これらの理論的研究が、我々の実証研究の理論上の導きの糸を与える。しかしその理論的研究の多くが、一社の公営企業が独占的な地位を持つか、寡占企業の一つとなるようなモデル設定をしており³⁾、この点で中国国有企業の実体に合わない。その中の数少ない例外として、本稿では Husain [1994] の理論モデルをとりあげる。Husain [1994] は、明示的に移行経済における民間企業部門の成長の問題を扱っており、後述のように、企業数は十分に多く、各企業はプライステイカーであるような状況が論じられている。そこでは、企業の市場への参入・退出まで考慮する長期の均衡とそれを考慮しない短期の均衡の区別が重要な役割を果たす。すなわち、長期の均衡においては、ある市場での国有企業数の増加（減少）が、民間企業の市場からの退出（市場への参入）を促す可能性が考察されているのである。この理論モデルの中国経済への適合性をテストすることにより、中国経済において国有企業が存在し続けることやその減少のスピードが、非国有企業部門の成長に及ぼす影響を明らかにすることができる。

本稿の以下の構成は次のようになる。第Ⅱ節

で理論モデルを提示し、それに適合的な計量モデルと手法についての若干の示唆がおこなわれる。第Ⅲ節では、ここで計量分析に使用される手法、具体的にはパネルデータを用いた定常性・非定常性の検定、共和分検定について解説がおこなわれる。その後第Ⅳ節で、使用されるデータの解説と推定・検定の結果とそれに基づき作られた誤差修正モデル（ECM）の推定結果が示される。最後に第Ⅴ節で結論が与えられる。

Ⅱ モデル

この節では、我々は Husain [1994] の理論モデルの基本的なアイデアを踏襲しながら、実証上の含意が明確になるように作り直されたモデルを提示する。Husain [1994] の理論モデルからの主たる変更点は、モデルから不確実性を排除した点と要素投入を 1 財から 2 財に拡張した点である。

市場への企業の参入・退出を自由に許すという意味でのモビリティの十分に高い経済を仮定する。この仮定に反して、モビリティが低い場合に生ずる結果についても各所で示唆される。また、市場での企業数は十分に多く、各企業はプライステイカーであるという仮定も置く。

以上のような設定のもとで、国有企業は生産要素の取り合いを通じて、非国有部門の発展を阻害しているという含意がモデルより示される。

各企業に共通の生産関数 $f(K, L)$ は次の性質を持つ。

$$\begin{aligned} f_K &> 0 & f_{KK} &< 0 \\ f_L &> 0 & f_{LL} &< 0 \end{aligned}$$

ここで K は資本ストック、 L は労働投入である。

さらに、次のような性質を生産関数に仮定する。

$$f(\alpha K, \alpha L) = \beta f(K, L) \quad (\alpha < \beta)$$

3) これらの理論研究が具体的な対象としているのは主にヨーロッパの混合経済である。

このような仮定をおくのは、過大な要素投入が技術的非効率性をまねくことを明示的に表現するためと、要素投入に関する解の一意性を保証するためである。

企業はプライステイカーであるので、民間企業の K と L の要素投入量は次の一階条件で特徴づけられる。

$$f_K(K_P, L_P) = R \quad \text{かつ} \quad f_L(K_P, L_P) = W$$

ここで R は資本のレンタル料、 W は賃金率である。ここで言う「民間企業」とは、現実の中国経済においては郷鎮企業⁴⁾、民間企業、外資との合弁企業のことでありと想定されている。

国有企業に政府から一種の補助金が出される結果、国有企業は民間企業より多くの要素投入をするインセンティブを持つと仮定する。国有企業は、社会的に最適ではない（過大な）要素投入をするインセンティブを制度的に与えられているわけである。これは Yano [1999] の結果に基づいている。すなわち、国有企業の K と L の要素投入量は次の一階条件で特徴づけられるのである。

$$f_K(K_S, L_S) = R - S_K$$

かつ

$$f_L(K_S, L_S) = W - S_L$$

S_K と S_L が各要素の単位当たりの補助金である。

まず長期においても短期においても、ある産業の市場の均衡は次の投入要素市場一掃条件 (input-market-clearing condition) で特徴づけられる。

$$N_S K_S(R) + N_P K_P(R) = I_K^S(R) \quad (1)$$

$$N_S L_S(W) + N_P L_P(W) = I_L^S(W) \quad (2)$$

ここで N_S と N_P はこの市場に存在する国有企業数と民間企業数であり、 I_K^S と I_L^S は K と L の供給量である。

さらにこの産業の長期の市場均衡においては、競争が民間企業の参入・退出を促すため、結果として、民間企業の利潤は 0 となる。

$$f(K_P, L_P) - R \cdot K_P - W \cdot L_P = 0 \quad (3)$$

これがゼロ利潤条件 (zero-profit condition) である。

各産業の市場の長期均衡は上の 2 条件で特徴づけられている。

それでは、市場での国有企業数 N_S が増減したとき、各変数は長・短期においてどのような変動をみせるのであろうか。

まず短期においては、各要素の価格は変動するが、企業の参入・退出は起こらないため民間企業数は不変である。

(短期)

$$dR/dN_S > 0 \quad dW/dN_S > 0 \quad (4)$$

$$dN_P/dN_S = 0 \quad (5)$$

短期においては、市場のモビリティについての仮定の違いによる結果の相違はない。なぜなら、はじめから市場への参入・退出の影響を度外視して分析されているのが短期の均衡だからである。

長期の均衡における、各変数の動きについてしらべるには、上記の長期均衡を特徴づける 2 条件を N_S で微分すればよい。ここで $K_S/L_S = K_P/L_P = \text{const.}$ と仮定する。

$$(1 + 1/\text{const.}) [N_S \cdot K_S' \cdot R + N_P \cdot K_P' \cdot R - I_K^{S'} \cdot R] \cdot dR/dN_S + K_P \cdot dN_P/dN_S = -K_S \quad (6)$$

4) 郷鎮企業は地方政府所有の公有企業であるが、その予算制約はハードであり、郷鎮企業のタイプによっては資源配分における利潤最大化条件を満たすことが Murakami, Liu and Otsuka [1994] や大塚・劉・村上 [1995] によって示されている。そのため、このモデルでは郷鎮企業は普通の民間企業と同じ行動様式を持つものと仮定できると考える。

5) (8) 式の導出には $f_K(K_P, L_P) = R$ 、かつ、 $f_L(K_P, L_P) = W$ が使われている点に注意して欲しい。

$$(1 + \text{const.}) \{N_S \cdot L_S' \cdot W + N_P \cdot L_P' \cdot W - I_L^{S'} \cdot W\} \\ \cdot dW/dN_S + L_P \cdot dN_P/dN_S = -L_S \quad (7) \\ -K_P \cdot dR/dN_S - L_P \cdot dW/dN_S = 0^{(5)} \quad (8)$$

このシステムを解くと、

$$dN_P/dN_S = -K_S/K_P = -L_S/L_P < 0 \quad (9) \\ dR/dN_S = dW/dN_S = 0 \quad (10)$$

となる。

ここで、 N_S の変化によるこの産業全体の生産量 Q ;

$$Q = N_S f(K_S, L_S) + N_P f(K_P, L_P)$$

の変化を調べてみると、

$$dQ/dN_S = f(K_S, L_S) + (f_K(K_S, L_S) \cdot K_S' \cdot R \\ \cdot dR/dN_S + f_L(K_S, L_S) \cdot L_S' \cdot W \cdot dW/dN_S) \\ + (dN_P/dN_S) \cdot f(K_P, L_P) + (f_K(K_P, L_P) \\ \cdot K_P' \cdot R \cdot dR/dN_S + f_L(K_P, L_P) \cdot L_P' \cdot W \\ \cdot dW/dN_S)$$

である。

短期においては $dN_P/dN_S = 0$ なので、

$$dQ/dN_S = f(K_S, L_S) + (f_K(K_S, L_S) \cdot K_S' \cdot R \\ \cdot dR/dN_S + f_L(K_S, L_S) \cdot L_S' \cdot W \\ \cdot dW/dN_S) + (f_K(K_P, L_P) \cdot K_P' \cdot R \\ \cdot dR/dN_S + f_L(K_P, L_P) \cdot L_P' \cdot W \\ \cdot dW/dN_S)$$

であり、 dQ/dN_S の符号の正負は明確ではない。

長期均衡においては、 $dR/dN_S = dW/dN_S = 0$ を考慮すると、

$$dQ/dN_S = f(K_S, L_S) + (dN_P/dN_S) \cdot f(K_P, L_P) \\ = f(K_S, L_S) - (K_S/K_P) \cdot f(K_P, L_P) \\ < f(K_S, L_S) - f(K_S, L_S) = 0^{(6)} \quad (11)$$

6) ここで、 $K_S/K_P = L_S/L_P$ かつ $f(\alpha K, \alpha L) < \alpha f(K, L)$ であることを注意して欲しい。

となり、 dQ/dN_S の符号は明確に負である。非効率の要素投入をおこなう国有企業が増加すると長期的には民間企業をその産業の市場から締め出し、産業全体の生産量を減少させるという悪影響が出るのである。

もう一度、市場での国有企業数 N_S が増減したときの、各変数の長期均衡における変化をまとめておくと次のようになる。

(長期)

$$dR/dN_S = 0 \quad dW/dN_S = 0 \\ dN_P/dN_S < 0 \\ dQ/dN_S < 0$$

市場への企業の参入・退出を自由に許すという意味でのモビリティが低い場合は長期均衡を特徴づける変数の変化の符号条件は

$$dR/dN_S > 0 \quad dW/dN_S > 0 \\ dN_P/dN_S = 0 \\ dQ/dN_S \text{ は正負の符号不明}$$

となり、長・短期の区別が無くなる。

以上の各変数の長・短期の変化の符号条件が計量モデルによりテストされる。

III 手 法

短期と長期の均衡を明示的に区別して表現できるモデルとして、誤差修正モデル (ECM) を実証のための計量モデルに採用する。そのためには、各変数の定常性・非定常性の検定と変数間の共和分関係の検定が不可欠であるが、本稿で使用されるデータは中国の産業あるいは省・市のデータから作られたパネルデータであり、時系列方向は8年分しかない。

近年、パネルデータを用いた共和分・単位根検定の理論的研究が盛んになってきており (Breitung and Meyer [1994], Quah [1994], Im, Pesaran and Shin [1997], McCoskey and Kao [1998], Kao [1999]), それらを用いた実証研究も出てきている (Breitung and Meyer

[1994], Lee, Pesaran and Smith [1997], Faruquee and Husain [1998])。それらのパネルデータによる共和分・単位根検定のなかで、我々は Im, Pesaran and Shin [1997] の検定手法を採用する。なぜなら、彼らの手法が、最も高い頻度でこれまでの実証研究に応用されているからである。

Im, Pesaran and Shin [1997] は通常の ADF 検定はパネルデータに対してはそのパワーが低いことを指摘して、次のような ADF 検定の t 値の平均に基づく t -bar 検定を使用することを提唱した。

$$Z_T = \frac{\sqrt{n} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_{iT}(p_i, \rho_i) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0] \right\}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{Var}[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]}}$$

ここで $t_{iT}(p_i, \rho_i)$ は個々の主体 $i(i=1 \sim n)$ の時系列における

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \gamma_i T + \beta_i y_{it-1} + \sum_{j=1 \sim p_i} \rho_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

の $\beta_i = 0$ をテストする ADF 検定の t 統計量である。 p_i は ADF 検定におけるラグの次数であり、 ρ_i はそのラグの項につく係数ベクトルである。すなわち ADF 検定の t 統計量の平均値を標準化したものを検定に使う統計量とするわけである。

$E[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]$ と $\text{Var}[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]$ はモンテカルロシミュレーションにより計算された結果が Im, Pesaran and Shin [1997] に記載されている。

この Z_T 統計量は非定常性の帰無仮説 $\beta_i = 0$ のもとで $N(0, 1)$ の極限分布をもつことが Im, Pesaran and Shin [1997] によって示されている。我々はこの統計量を用いて、単位根検定をおこない、変数の定常性・非定常性をチェックすればよい。

Im, Pesaran and Shin [1997] は、もう一つのパネルデータを用いた単位根検定を提唱している。それは、個々の主体の時系列での、帰無仮説 $\beta_i = 0$ をテストする LM 統計量を基礎としたもので、

$$Z_{LM} = \frac{\sqrt{n} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n LM_{iT}(p_i, \rho_i) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[LM_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0] \right\}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{Var}[LM_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]}}$$

という統計量を使用する。ここで、 p_i, ρ_i は上記の t -bar 検定と同じであり、 $LM_{iT}(p_i, \rho_i)$ は個々の主体 i の時系列における $\beta_i = 0$ をテストする LM 統計量である。 $E[LM_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]$ と $\text{Var}[LM_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]$ は、やはりモンテカルロシミュレーションによる計算結果が Im, Pesaran and Shin [1997] に記載されている。この Z_{LM} 統計量もまた漸近的に $N(0, 1)$ に従う。これを利用した検定を LM -bar 検定と呼ぶ。

我々は、必要と判断した場合には、 t -bar 検定と併せてこの LM -bar 検定もおこなう。

まず、個々の変数について t -bar 検定により、その定常性・非定常性のチェックをおこなう。

それに基づいて今度は各変数間の共和分検定をおこなう。

$$Z = \delta' X + e$$

これは共和分関係をテストされる変数間の回帰式である。 X は説明変数ベクトル、 δ' はその係数パラメータベクトルである。上記の検定を変数間の回帰残差 e に対しておこなえば、共和分検定となる。我々は、短期と長期の均衡を ECM で表現するために、長期的均衡を表現するための変数間の共和分関係をテストする。国有企業数 N_s の変化によるその他変数の変化を考察するという理論モデルの含意より、説明

変数ベクトル X には理論モデルの国有企業数 N_s に対応した変数が必ず含まれる。

そしてそこで検出された共和分関係を用いて、最後に ECM を推定する。

この ECM を推定する際に、Breitung and Meyer [1994] で使用されている直感的な共和分検定をもう一度確認のためにおこなう。Breitung and Meyer [1994] で使用されている共和分検定は、例えば z と x の関係に関する ECM を

$$\Delta z_{it} = a + b_0 \Delta x_{it} + b_{-1} + \sum_{j=1-q} \theta_{-j} EC_{-j} + \varepsilon_{it}$$

$$EC = z_{it} - c_i - \delta x_{it}$$

とするなら、この θ_{-j} の有意性を LM 検定によりテストしようというものである。共和分関係とは、階差をとった諸変数の関係式にレベルの項を入れてもそれが有意になることである、というアイデアに基づいている。「 $\theta_{-1}=0$ かつ $\theta_{-2}=0$ かつ... $\theta_{-q}=0$ 」が共和分関係無しの帰無仮説である。後の実際の検定では $q=2$ とした。したがって、検定に使用する LM 統計量は自由度 2 の χ^2 分布に従う。

IV データと推定・検定結果

1 データ

ここで使用されるデータを列挙しておこう。

理論モデルの国有企業数 N_s に対応するデータとして、当該産業・企業における国有企業数 (NS) そのものと、国有企業保有の資本ストック総額 (KS) が考えられる。なぜなら、理論モデルでは国有企業の規模は全て同じになるように設定されており、国有企業数 (NS) だけで国有企業の当該産業・市場における国有企業部門全体の規模を十分に示しうるが、現実には国有企業といってもその規模に大小があり、当該産業・市場における国有企業全体の規模をより正確に示すデータとしては、国有企業数を企業規模でウェイト付けした国有企業保有の資本ストック総額 (KS) のほうが望ましいと考えられるからである。

同じく、理論モデルの民間企業数 N_p に対応するデータとして、当該産業・企業における非国有企業数 (NP) と、非国有企業保有の資本ストック総額 (KP) が考えられる。

理論モデルの国有企業数 N_s を当該産業・市場における国有企業のプレゼンスの大きさを示すと捉えるなら、国有企業全体の絶対的な規模よりもそのシェアが重要になる。すなわち当該産業・企業における国有企業数比率 ($RNS = NS/N$; $N = NS + NP$) と、国有企業保有の資本ストック比率 ($RKS = KS/K$; $K = KS + KP$) も理論モデル N_s に対応するデータとなる。

理論モデルの産業全体の生産額 Q に対応する変数としては、当該産業の年間純生産額 (Q) を我々は使用する。

以上のデータは中国の26産業のパネルデータとして作成される。データの期間は1987～97年である⁷⁾。

投入要素価格 R , W のうち、実証テストでは実質賃金率 (W) のみを取りあげる。なぜなら、中国においては資本レンタル料は人為的に操作されており、統計資料に現れる数値もそのような人為的操作がなされたものである。したがって、中国において何年間にも渡っての実勢資本レンタル料を推計することは極めて困難であるので、本稿では理論上の R に対応する変数を採取することを断念した。

この実質賃金率 (W) のみは、産業パネルではなく、中国30省・市をクロスセクション方向とするパネルデータである。なぜなら、産業別賃金率データは採取できず、省・市別の賃金率データのみが採取可能であったからである。この実質賃金率 (W) の中国30省・市パネルデータに対応して、中国30省・市の国有企業数 (NS) と、国有企業保有の資本ストック総額 (KS) からなるパネルデータをそれぞれ作成した。

実質賃金率 (W) の変動は、企業の絶対数の

7) ただし階差をとった上に $P=2$ のラグがとられるため、実際に検定・推定に使用されるのは1990～97年のものである。

変動と直接に関係しているため、ここでは国有企業数比率 (*RNS*) や、国有企業保有の資本ストック比率 (*RKS*) は理論上の国有企業数 N_s に対応したデータとしては不適切であると判断して、とりあげない。

2 推定・検定結果

まず各データとその対数をとったものを変数として、その各変数の定常性・非定常性の検定結果を見てみよう。ここでの ADF におけるラ

第1表 単位根検定 1990-97 (26産業)
 t -bar 検定 $P=2$

変数	Z_T
<i>NS</i>	1.91
$\ln NS$	2.05
<i>NP</i>	2.08
$\ln NP$	1.82
<i>KS</i>	1.43
$\ln KS$	0.62
<i>KP</i>	7.16
$\ln KP$	2.33
<i>RNS</i>	0.64
$\ln RNS$	1.59
<i>RKS</i>	-0.11
$\ln RKS$	1.05
<i>Q</i>	-0.69
$\ln Q$	-1.37
ΔNS	-3.78***
$\Delta \ln NS$	-1.77
ΔNP	-4.71***
$\Delta \ln NP$	-4.68***
ΔKS	-3.31***
$\Delta \ln KS$	-3.65***
ΔKP	2.18
$\Delta \ln KP$	-3.12***
ΔQ	-4.22***
$\Delta \ln Q$	-4.72***
ΔRNS	-2.93***
$\Delta \ln RNS$	-2.80***
ΔRKS	-2.01**
$\Delta \ln RKS$	-2.11**

注1)：*** は棄却域 1% で有意, ** は 5% で有意,
* は 10% で有意であることを示す。

注2)：帰無仮説は単位根の存在であり、対立仮説が定常性である。

グ次数 $P=2$ は次の共和分検定に準じている。なお、全ての検定・推定においてデータの観測値数は 26 産業のパネルデータの場合は 1990~97 年の 8 年間で時系列方向の長さで 208 個、30 省・市のパネルデータの場合は同じく 1990~97 年の 8 年間で時系列方向の長さで 240 個のデータ観測値数である⁸⁾。

第1表、第2表より殆どの変数が、レベルのままでは非定常性の帰無仮説を棄却できないが、1 階の階差をとったものは非定常性の帰無仮説を 5% の棄却域で有意に棄却できることがわかる。すなわち殆どの変数は和分の次数が 1 ($I(1)$) なのである。

それでは次に、各変数間の共和分検定をおこなってみよう。第3表はその結果を示している。なお、ここでの単位根検定では AIC, SBC を用いて、ADF におけるラグ次数 $P=2$ というセッティングをした。また、この回帰ではデータのパネル構造を考慮して、定数項に個別性を認めた固定効果モデルによる推定がおこなわれている。

第2表 単位根検定 1990-97 (30省・市)
 t -bar 検定 $P=2$

変数	Z_T
<i>NS</i>	0.66
$\ln NS$	0.68
<i>KS</i>	-1.81
$\ln KS$	-1.41
<i>W</i>	2.10
$\ln W$	2.23
ΔNS	-3.94***
$\Delta \ln NS$	-3.37***
ΔKS	-4.43***
$\Delta \ln KS$	-4.46***
ΔW	-1.97**
$\Delta \ln W$	-3.23***

注1)：*** は棄却域 1% で有意, ** は 5% で有意,
* は 10% で有意であることを示す。

注2)：帰無仮説は単位根の存在であり、対立仮説が定常性である。

8) ただしラグ付きの項はそこからさかのぼって採られている。

第3表 諸変数の長期的関係 (共和分検定) 1990-97

従属変数	NP	NP	NP	NP	NP	KP	lnKP	lnKP	lnKP	lnKP
RNS	-1588.7 (-0.73)	-429.6 (-0.20)	-332.6 (-0.16)	78.15 (0.04)	130.3 (0.06)					
lnRNS										
RKS						-536.1*** (-6.80)				
lnRKS							-1.46*** (-6.72)	-1.32*** (-5.87)	-1.28*** (-5.69)	-1.28*** (-5.68)
T	251.8*** (8.58)	-163.4 (-1.41)		-361.6*** (-2.85)	-403.1*** (-3.19)	-6.62 (-1.22)	0.13*** (16.48)	0.08*** (3.61)	0.07*** (2.59)	0.06** (2.48)
T2		35.12*** (3.69)			-69.01*** (-2.60)			0.005** (2.39)		-0.004 (-0.67)
GDP			7.48*** (9.71)	17.01*** (4.96)	40.49*** (4.18)	0.44*** (2.93)			0.002*** (2.83)	0.003 (1.63)
Adj. R ²	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.82	0.97	0.97	0.97	0.97
Z _T (t-bar 検定)	-2.86***	0.44	-1.88*	-15.98***	-6.98***	-2.52**	-4.10***	-1.40	-1.38	-1.94*
Z _{LM} (LM-bar 検定)	-5.56***	-2.24**	-3.31***	-1.81*	-2.34**	2.44	-2.73***	-1.70*	-2.16**	-2.52**
LM (自由度 2)	80.14***	67.02***	69.74***	52.24***	43.81***	152.62***	15.97***	15.26***	18.84***	17.48***

注1): ()内は t 値。***は棄却域1%で有意, **は5%で有意, *は10%で有意であることを示す。

注2): 回帰式は定数項に個別性を認めた固定効果モデルである。ただし, その個別効果をもった定数項の推定結果はここ

注3): 共和分検定の帰無仮説は誤差項の非定常性であり, 対立仮説が誤差項の定常性である。

注4): LM は Breitung and Meyer [1994] の使用した LM 検定による共和分検定のための統計量である。

我々は、理論モデルで符号条件を結論付けられた2変数に対応する、実際のデータからの2変数の組み合わせに、タイムトレンド、その二乗、中国の実質GDPを組み合わせて共和分関係にある組み合わせを探した。第3表では、それらのなかから、 t -bar 検定と LM-bar 検定のどちらかにおいて、棄却域10%以内で有意に誤差項の非定常性が棄却され、共和分関係が確認された変数の組み合わせを記載した。

ここで注意しなくてはならないのは、各回帰式の推定において各回帰式の推定以外にも共和分が存在すれば、それらの回帰の推定値は一致性を失うおそれがある、ということである。具体的には、理論モデルで符号条件を結論付けられた2変数のうちの説明変数とGDPの間の共和分が問題となる。そこで各説明変数とGDPとの間の共和分関係を、産業ダミー（個別効果項）、タイムトレンド、その二乗の様々な組み合わせも説明変数として組み入れて、 t -bar 検

定と LM-bar 検定によりテストしてみた。その結果、あらゆる組み合わせにおいて各説明変数とGDPの間には共和分は確認されなかった。したがって、第3表に示された回帰の結果には問題は無いと言える。

それでは、共和分関係が確認された回帰の結果をみることにしよう。

まず、NPとRNS⁹⁾を基本とする組み合わせにおいては、有意に誤差項の非定常性が棄却され、共和分検定こそパスするものの、もとの回帰の結果においてRNSの係数が有意ではな

9) 理論モデル上の国有企業数NSに対応する変数をNSあるいはKSとして、Qをそれらに回帰させると、高度成長過程にある中国経済においては理論モデルの符号条件に反する正の相関が高い有意性をもって確認されたばかりか、それらの組み合わせで共和分検定をパスするものを見つけ出すことはできなかった。それらの間には見せかけの相関しか存在しないことがこれにより分かる。そこで我々は理論モデル上の国有企業数NSに対応する変数としてはRNSあるいはRKSを使用することにする。

(26産業) t -bar 検定 & LM -bar 検定 $P = 2$

Q	$\ln Q$	Q	$\ln Q$	$\ln Q$	$\ln Q$	$\ln Q$	Q	$\ln Q$	$\ln Q$	$\ln Q$	Q
-411.59*** (-3.48)		131.56 (1.35)									
	-0.67*** (-3.86)		0.10 (0.99)	0.12 (1.13)	0.16 (1.58)						
							-411.8*** (-5.13)				-377.3*** (-4.58)
						-2.52*** (-21.06)		-1.20*** (-7.90)	-1.26*** (-8.01)	-1.19*** (-7.49)	
		18.45*** (13.94)	0.10*** (23.38)	0.09*** (4.71)			10.54*** (5.79)	0.06*** (11.41)	0.09*** (5.37)	0.06*** (3.41)	1.87 (0.33)
				0.001 (0.88)					-0.002 (-1.44)		-2.26* (-1.88)
					1.06*** (24.85)					0.00009 (0.20)	1.00** (2.24)
0.74	0.89	0.85	0.96	0.96	0.97	0.96	0.86	0.97	0.97	0.97	0.86
-2.69***	-1.07	-1.90*	-2.06**	-1.23	-0.64	0.30	-0.77	-0.47	-1.78*	-0.32	-6.02***
-2.26**	-3.21***	-0.77	-1.89*	-1.78*	-1.69*	-1.91*	-1.88*	-2.33**	-2.54**	-2.30**	-2.45**

には示さない。

い。その係数は理論的には負に有意になることが期待されていたが、この結果は NP と RNS は長期的には無関係であることを示している。ただし両者の短期の関係をみるために、我々はこの結果を ECM のエラー修正項に用いることにする。

それに対して KP と RKS を基本とする組み合わせにおいては、共和分検定をパスした回帰では理論の符号条件どおりに RKS の係数は負に有意である。保有資本ストック総額を単位とすれば、 RKS は NP に負の影響を与えるという長期的関係があることを示している。

ここでも Q と RNS の組み合わせでは、有意に誤差項の非定常性が棄却され共和分していることが確認されても、その RNS の回帰係数自体が有意ではないケースが多い。具体的には、タイムトレンドや GDP といった中国経済全体の動向や環境を示す変数が入れられると RNS は説明力を失うようである。

それに対して Q と RKS については、共和分関係が確認された6組の回帰結果の全てで、事前の期待通り RKS は負に有意であり、理論モデルの含意と整合的な結果となっている。つまり、タイムトレンドや GDP といった変数を入れても RKS は Q の動きへの説明力を失わないのである。やはり、国有企業のプレゼンスをあらわす変数としては、 RNS より RKS のほうが望ましいことを示していると我々は考える。

W と NS , KS との関係については、どのような組み合わせにおいても、誤差項の非定常性は有意に棄却できなかった。これらの変数間には共和分関係すなわち長期的な関係はないようである。これもまた理論モデルと整合的である。

次に ECM を構成し、その推定をおこなう。

t -bar 検定と LM -bar 検定の双方において、棄却域10%以内で有意に誤差項の非定常性が棄却され、共和分関係が確認された変数の組み合わせ

わせのみについて、その残差項をエラー修正項として ECM をつくり推定をおこなった。

ECM の推定に際しては、基本的に 2 期までのラグを含むモデルを推定し、そこから有意でない項を除去して再度モデルを推定するという作業を繰り返して、我々は最終的に下のような結果を得た。なお主体 i (または j) の個別効果はレベルの項にのみ現れると仮定し、階差項とエラー修正項 (共和分回帰の残差) によって構成される ECM では個別性は考慮せず普通最小二乗法 (OLS) で推定をおこなった。以下の各推定値の下の () 内は t 値である。

$$\begin{aligned}\Delta NP_{it} &= 154.3 - 1202.4 \Delta RNS_{it} \\ (2.89) & (-0.75) \\ & - 872.2 \Delta RNS_{it-1} - 0.38 (NP_{it-2} \\ & (-0.54) \quad (-9.26) \\ & - c_i + 1588.7 RNS_{it-2} - 251.8 T_{-2}) \\ \text{Adj. } R^2 &= 0.27 \quad DW = 1.85\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta NP_{it} &= 174.2 - 1206.1 \Delta RNS_{it} \\ (3.20) & (-0.73) \\ & - 760.8 \Delta RNS_{it-1} - 0.37 (NP_{it-2} \\ & (-0.46) \quad (-8.63) \\ & - c_i + 332.6 RNS_{it-2} - 7.48 GDP_{t-2}) \\ \text{Adj. } R^2 &= 0.24 \quad DW = 1.80\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta NP_{it} &= 182.4 - 1486.5 \Delta RNS_{it} \\ (3.24) & (-0.88) \\ & - 979.3 \Delta RNS_{it-1} - 0.34 (NP_{it-2} \\ & (-0.58) \quad (-7.41) \\ & - c_i - 78.15 RNS_{it-2} + 361.6 T_{-2} \\ & - 17.01 GDP_{t-2}) \\ \text{Adj. } R^2 &= 0.19 \quad DW = 1.70\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta NP_{it} &= 169.1 - 1459.9 \Delta RNS_{it} \\ (2.97) & (-0.85) \\ & - 827.8 \Delta RNS_{it-1} - 0.32 (NP_{it-2}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}& (-0.48) \quad (-6.87) \\ & - c_i - 130.3 RNS_{it-2} + 403.1 T_{-2} \\ & + 69.01 T_{-2}^2 - 40.49 GDP_{t-2}) \\ \text{Adj. } R^2 &= 0.16 \quad DW = 1.67\end{aligned}$$

ここで $\text{Adj. } R^2$ は自由度修正済決定係数、 DW はダービン・ワトソン比であるが、パネルデータを使用しているため、ダービン・ワトソン比は実質的な意味を持たないことに注意して欲しい。また i は各産業のインデックスである。

これら NP と RNS の関係を示す ECM の推定結果は、1 階の階差をとった場合でも NP と RNS には有意な相関が見られないことを示している。すなわち RNS の増減は、長期だけでなく、短期においても NP に影響を与えないのである。企業数の次元で観察する限り国有企業のプレゼンスの増減は非国有企業数に影響を与えないのである。

しかし、企業数ではなく、保有資本ストック総額の次元で ECM をつくり、推定してみると次のようになる。

$$\begin{aligned}\Delta \ln KP_{it} &= 0.12 - 1.83 \Delta \ln RKS_{it} \\ (8.75) & (-6.54) \\ & - 0.32 (\ln KP_{it-1} - c_i \\ & (-7.69) \\ & + 1.46 \ln RKS_{it-1} - 0.13 T_{-1}) \\ \text{Adj. } R^2 &= 0.28 \quad DW = 1.45\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta \ln KP_{it} &= 0.12 - 1.85 \Delta \ln RKS_{it} \\ (8.85) & (-6.65) \\ & - 0.33 (\ln KP_{it-1} - c_i \\ & (-7.92) \\ & + 1.28 \ln RKS_{it-1} - 0.06 T_{-1} \\ & + 0.004 T_{-1}^2 - 0.003 GDP_{t-1}) \\ \text{Adj. } R^2 &= 0.29 \quad DW = 1.43\end{aligned}$$

保有資本ストック総額を単位とすれば、 RKS の増減は、長期だけでなく、短期においても NP に有意に負の影響を与えている。この点は理論モデルの含意とやや異なる。すなわち、保有資本ストック総額における国有企業のプレゼンスの増減は、長期ばかりか短期においても非国有企業の保有資本ストック総額の増減に負の影響を与えるのである。

以上のことから、国有企業のプレゼンスの増減に対する、非国有企業側の当該産業市場への参入・退出行動は、企業が一社全体で参入・退出をおこなうというかたちではなく、企業規模を増減させるかたちでおこなわれていることが推測される。経営のノウハウ、人的コネクションなどの無形の経営資源の存在が、一企業全体での参入・退出行動を難しくしているのではないだろうか。

しかし、企業規模の増減による調整とはいえ、非国有企業が国有企業のプレゼンスの増減に対応して、かなり機敏に（短期的にでも）市場参入・退出行動をしているということは、市場への企業の参入・退出を自由に許すという意味での中国市場のモビリティは十分に高く、企業行動を取り巻く市場環境の面では我々の想像以上に先進資本主義国（理念型の市場経済）に近い経済となっていると考えられる。

そして、その保有資本ストック総額における国有企業のプレゼンスの増減こそが、産業全体の生産額を左右することを示しているのが、次のECMの推定結果である。

$$\Delta \ln Q_{it} = 0.061 - 0.96 \Delta \ln RKS_{it} \quad (5.07) \quad (-3.97)$$

$$-0.13 (\ln Q_{it-1} - c_i) \quad (-2.00)$$

$$+1.26 \ln RKS_{it-1} - 0.09 T_{-1}$$

$$+0.002 T^2_{-1} - 0.38 (\ln Q_{it-2} - c_i) \quad (-5.91)$$

$$+1.26 \ln RKS_{it-2} - 0.09 T_{-2}$$

$$+0.002 T^2_{-2})$$

$$\text{Adj.} R^2 = 0.29 \quad DW = 1.82$$

$$\Delta Q_{it} = 10.94 - 337.14 RKS_{it} \quad (3.37) \quad (-3.02)$$

$$-0.28 (Q_{it-2} - c_i + 377.3 RKS_{it-2}) \quad (-5.81)$$

$$-1.87 T_{-2} + 2.26 T^2_{-2}$$

$$-1.00 GDP_{t-2})$$

$$\text{Adj.} R^2 = 0.20 \quad DW = 1.73$$

短期的にも保有資本ストック総額における国有企業のプレゼンスの増減は、産業全体の生産額の増減に負の影響を与えることがわかる。長期における負の影響とあわせて、この結果は理論モデルの含意と整合的である。この短期における負の影響は、国有企業のプレゼンスの増減に対して非国有企業が企業規模の増減によってかなり機敏に対応することと関連しているものと我々は考える。

ここで参考までに、 Q と RNS の関係をあらわすECMをつくり推定すると、以下のよう

$$\Delta Q_{it} = 14.67 - 30.46 \Delta RNS_{it} \quad (5.01) \quad (-0.35)$$

$$+39.09 \Delta RNS_{it-1} - 0.14 (Q_{it-2} - c_i) \quad (0.45) \quad (-3.60)$$

$$+411.59 RNS_{it-2})$$

$$\text{Adj.} R^2 = 0.05 \quad DW = 1.62$$

$$\Delta \ln Q_{it} = 0.09 - 0.12 \Delta \ln RNS_{it} \quad (8.43) \quad (-0.90)$$

$$+0.20 \Delta \ln RNS_{it-1} \quad (1.49)$$

$$-0.30 (\ln Q_{it-1} - c_i) \quad (-5.86)$$

$$-0.10\ln RNS_{it-1} - 0.10T_{-1})$$

$$\text{Adj.}R^2=0.14 \quad DW=1.39$$

この結果より、 ΔRNS や $\Delta \ln RNS$ の係数は有意ではなく、 RNS は短期的にも Q の動きに対する説明力を持たないことが分かる。

次に W と NS , KS の関係を考察してみよう。上記のように W と NS , KS との関係については、共和分関係が確認されず長期的な関係はないものと考えられるので、短期の関係について考察する。すなわち 1 階の階差をとった項同士による短期的関係を調べる回帰をおこなう。なお第 2 表の結果より W と NS , KS ($\ln W$ と $\ln NS$, $\ln KS$) は $I(1)$, すなわち 1 次の和分過程に従うことが確認されている。

$$\Delta W_{jt} = -4.74 + 0.06\Delta NS_{jt} + 11.99T \\ (-0.34) (2.99) \quad (6.11)$$

$$\text{Adj.}R^2=0.12 \quad DW=1.72$$

$$\Delta \ln W_{jt} = 0.008 + 0.09\Delta \ln NS_{jt} + 0.58T \\ (0.76) (2.90) \quad (4.11)$$

$$\text{Adj.}R^2=0.07 \quad DW=1.35$$

$$\Delta W_{jt} = 77.18 + 0.06\Delta KS_{jt} \\ (36.7) (15.1)$$

$$\text{Adj.}R^2=0.27 \quad DW=1.44$$

$$\Delta \ln W_{jt} = 0.038 + 0.15\Delta \ln KS_{jt-1} \\ (7.24) (2.89)$$

$$\text{Adj.}R^2=0.26 \quad DW=1.27$$

ここで j は各省・市のインデックスである。

以上の結果からわかるように、短期的には国有企業数 NS や国有企業保有資本総額 KS の増減が実質賃金率 W に正の影響を与えている。短期的には国有企業が増えると、労働の需給関係の逼迫から実質賃金率は増大するのである。これは長期的には両者は無関係という先の結果とあわせて、理論モデルの含意に整合的である。

企業の参入・退出行動に企業規模の増大を通じる産入・退出行動を含めるならば、理論モデルの含意と以上の検定・推定結果は総じて整合的であると我々は結論づける。

V 結 論

本稿において、我々は中国国有企業の存在が非国有部門の成長、ひいては中国経済全体にどのような影響を与えてきたかを考察してきた。

まず確認されたことは、中国の非国有企業は、企業規模の増減による調整で、非国有企業が国有企業のプレゼンスの増減に対応して、かなり自由な事実上の市場参入・退出行動をしてきたことである。ただし、企業が一社全体で参入・退出をおこなうというかたちの市場の出入りは困難なようで、あくまでも企業規模での生産のための資源の増減を通じた調整である。

このように市場への企業の参入・退出を自由に許すという意味での中国市場のモビリティは十分に高いことがわかる。つまり、企業行動を取り巻く中国の市場環境は先進資本主義国（理念型の市場経済）のそれに近いものになっているようである。

そのように、モビリティの十分高い市場経済だからこそ、中国経済において国有企業が増大すれば、非国有企業を市場から追い出し、全体の産出量を減少させるという悪影響が生じてきたことも確認された。つまり非効率的な国有企業の存在が生産要素の取り合いをつうじて非国有部門の発展を阻害しているということである。言い換えれば、国有企業が存在している分だけ潜在的に創出されていたかもしれない非国有部門の成長を抑圧して、市場全体の産出量も同じく潜在的には達成できていたかもしれない産出量よりも低い実現産出量になってしまったのである。将来的には、民営化などによって国有部門自体が減少するか、あるいはその非効率性が改善されることは、それ自体の社会的便益もさることながら、非国有部門の成長（とそれを通じる中国経済全体の成長）に対する好条件をも提供することにもなるのである。

具体的な政策的含意として次のようなものが得られる。現在、国有企業において大量の労働者のレイオフ政策がとられているが、この失業労働者たちは本来非国有部門が雇用し得ていたはずの労働者を国有企業が奪ってしまったものとも言える。このレイオフ政策は中国経済全体の景気循環とも関連して、一時的には失業率や社会不安の増大をもたらすかもしれない。しかし中長期的には、効率的な非国有部門へ投下される労働となり中国経済の発展と改革の進展に積極的な効果を持つだろう。したがって、現行のレイオフ政策は多少の社会不安を伴っても継続されるべきである。またもう一つ重要な生産要素として、資本が考えられる。Chow and Fung [1998] は、国有企業に有利なかたちでの銀行からの貸付の偏りがある可能性があり、それが経済全体の資金の配分ミスにつながるかもしれないことを指摘している。つまり、非国有部門は銀行貸し出しへのアクセスにおいて、国有企業よりも不利な状況におかれているということである。国有企業自体の改革だけでなく、非国有企業にも国有銀行の貸付により良かつ公平にアクセスできるように中国の銀行システムを改革することもまた、国有企業に奪われていた資本を非国有部門へ取り戻す効果的な政策である。

総じて、先進資本主義国に近い市場環境と十分効率的な非国有部門のなかに、非効率性を抱えた国有企業部門が取り残され、それが外部にも悪影響を与えているというのが、中国経済の現状なのではないだろうか。我々は、中国経済改革の現在の課題として、国有企業改革が緊要かつ最重要のものとされる理論的必然性をここに見出すことができる。

付論 使用されたデータの出所 および推計方法

使用されたデータは全て『中国統計年鑑』1988～98年版を出所としている。

資本ストック額は、まず1987年の固定資産額の取得原価を、さかのぼって存在するかぎり固

定資産投資価格指数で、固定資産投資価格指数が存在しない年度については機械工業出荷価格指数と建築材料工業出荷価格指数の平均で1983年価格への実質化をおこなった。そして毎年の廃棄率を10%と仮定して、毎年の固定資産額の粗投資部分を上記のデフレーターで1983年価格に実質化して、それを積み上げることで1988年以降の資本ストック額を算出した。

産出量については1992年以後のデータについては、各産業部門の増加値が『中国統計年鑑』1993～98年版に記載されている。この増加値は経済学上の概念である付加価値から企業の利子支払いが除去されたものである¹⁰⁾。したがってこの名目増加値に各年度の流動負債と長期負債への利子支払いを加えたものを生産者価格指数で1983年価格への実質化をおこなった。その利子支払いを算出する際の利子率には、各年の法定利子率を用いた。1991年以前のデータについては、各産業の浄産値を基礎として実質産出額を算出した。この浄産値は経済学上の概念である付加価値から減価償却費が除去されたものである¹¹⁾。したがって、この浄産値に各産業の減価償却費を加えたものを生産者価格指数で1983年価格への実質化をおこなった。この各産業の減価償却費もまた、1992年版以前の『中国統計年鑑』に記載されている。

各省・市の実質賃金は、工業の実質賃金を商品小売総価格指数で1983年価格に実質化したのが、年によっては「工業」がさらに「採掘業」、「製造業」、「電力・ガス・水道業」に細分化されて、それぞれの実質賃金が記載されている年があるので、その場合は各項目の労働者数で加重平均して「工業」部門の実質賃金を推計した。

実質 GDP は GDP デフレーターにより実質化した。

参考文献

Berkowitz, D. [1993] "A Simple Model of an Oligopolistic Parallel Market," *Journal of*

10) 劉徳強 [1999] 統計付録参照。

11) 脚注10)と同じ。

- Comparative Economics*, 17, pp. 92-112.
- Breitung, J. and W. Meyer [1994] "Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?," *Applied Economics*, 26, pp. 353-361.
- Chow, C. K. W. and M. K. Y. Fung [1998] "Ownership Structure, Lending Bias, and Liquidity Constraint: Evidence from Shanghai's Manufacturing Sector," *Journal of Comparative Economics*, 26, pp. 301-316.
- Cremer, H. and J. Cremer [1992] "Duopoly with Employee-Controlled and Profit-Maximizing Firms: Bertrand vs Cournot Competition," *Journal of Comparative Economics*, 16, pp. 241-258.
- Cremer, H., M. Marchand and J-F. Thisse [1989] "The Public Firm as an Instrument for Regulating an Oligopolistic Market," *Oxford Economic Papers*, 41, pp. 283-301.
- Delbono, F. and G. Rossini [1992] "Competition Policy vs Horizontal Merger with Public, Entrepreneurial, and Labor-Managed Firms," *Journal of Comparative Economics*, 16, pp. 226-240.
- Faruquee, H. and Husain [1998] "Saving Trends in Southeast Asia: A Cross-Country Analysis," *Asian Economic Journal*, 12, pp. 195-217.
- Fraja, De G. [1991] "Efficiency and Privatization in Imperfectly Competitive Industry," *The Journal of Industrial Economics*, XXXIX, pp. 311-322.
- Fraja, De G. and F. Delbono [1989] "The Public Firm as an Instrument for Regulating an Oligopolistic Market," *Oxford Economic Papers*, 41, pp. 302-311.
- Gibson, B. and A. K. Dutt [1993] "Privatization and Accumulation in Mixed Economies," *Journal of Comparative Economics*, 17, pp. 1-22.
- Groves, T., Y. Hong, J. Mcmillan, and B. Naughton [1994] "Autonomy and Incentives in Chinese State Enterprises," *The Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 183-210.
- Husain, A. M. [1994] "Private Sector Development in Economics in Transition," *Journal of Comparative Economics*, 19, pp. 260-271.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin [1997] "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels" Manuscript, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Jefferson, G. H., T. G. Rawski and Y. Zheng [1992] "Growth, Efficiency, and Convergence in China's State and Collective Industry," *Economic Development and Cultural Change*, 40, pp. 239-266.
- Jefferson, G. H. and W. Xu [1994] "Assessing Gains in Efficient Production among China's Industrial Enterprises," *Economic Development and Cultural Change*, 42, pp. 597-616.
- Kao, C. [1999] "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1-44.
- Lee, K., M. H. Pesaran and R. Smith [1997] "Growth and Convergence in a Multi-country Empirical Stochastic Solow Model," *Journal of Applied Econometrics*, 12, pp. 357-392.
- 劉德強 [1999] 「生産性の変化とその要因」(南亮進・牧野文夫編『大国への試練—転換期の中国経済—』日本評論社) 7章, 143-164ページ。
- Li, W. [1997] "The Impact of Economic Reform on the Performance of Chinese State Enterprises, 1980-1989," *Journal of Political Economy*, 105, pp. 1080-1106.
- Liu, Z. and G. S. Liu [1996] "The Efficiency Impact of the Chinese Industrial Reforms in the 1980's," *Journal of Comparative Economics*, 23, pp. 237-255.
- Murakami, N., D. Liu and K. Otsuka [1994] "Technical and Allocative Efficiency among Socialist Enterprises: The Case of the Garment Industry in China," *Journal of Comparative Economics*, 19, pp. 410-433.
- McCoskey, S. and C. Kao [1998] "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data," *Econometric Reviews*, 17, pp. 57-84.
- 大塚啓二郎・劉德強・村上直樹 [1995] 『中国のミクロ経済改革』日本経済新聞社。

- Parker, E. [1995] "Shadow Factor Price Convergence and the Response of Chinese State-Owned Construction Enterprise to Reform," *Journal of Comparative Economics*, 21, pp. 54-81.
- Quah, D. [1994] "Exploiting Cross-section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data," *Economic Letters*, 44, pp. 9-19.
- Yano, G. [1999] *Does The Contract between Chinese Government and State-Owned Enterprises Cause Inefficiency of the Enterprises?: An Empirical Investigation*, mimeo.
- Yao, S. [1997] "Profit Sharing, and Productivity: A Case Study of Chinese State-Owned Enterprises," *Journal of Comparative Economics*, 24, pp. 281-296.
- Zheng, J., X. Liu and A. Bigsten [1998] "Ownership Structure and Determinants of Technical Efficiency : An Application of Data Envelopment Analysis to Chinese Enterprises," *Journal of Comparative Economics*, 26, pp. 465-484.